

글로벌 금융위기 전후 유동성지표와 주택가격 변화에 대한 분석

An Analysis of the Change in House Price on the Influence of Liquidity Variables
before and after the Global Financial Crisis

김 순 용*

Kim, SoonYong

目 次

- | | |
|---------------|------------|
| I. 서 론 | 3. 분석결과 |
| II. 선행연구 | IV. 결 론 |
| III. 실증분석 | 〈abstract〉 |
| 1. 연구의 범위와 방법 | 〈참고문헌〉 |
| 2. 분석모형 | |

ABSTRACT

1. CONTENTS

(1) RESEARCH OBJECTIVES

This study is to analyze the relationship between house prices and liquidity according to liquidity variable changes before and after the financial crisis.

(2) RESEARCH METHOD

In analysis, decomposing the rent-price ratio into the present-value of expected rent growth, the present-value of expected interest, the present-value of expected risk premium, this paper seeks to distinguish volatility of each factors due to change of liquidity variable.

(3) RESEARCH FINDINGS

Expected rent growth is most influential in volatility house price in before and after financial crisis, and M1, M2 increase rate and household debt growth rate are attributable to expected rent growth. In addition, influence of the liquidity market indicators affecting market fundamentals appears almost with similar patterns in before-financial crisis, but different patterns in after-financial crisis according to each liquidity variable.

2. RESULTS

It is expected that the covariance structure of the factors that make up the rent-price ratio will change as a function of certain variables such as household loan growth rate. This phenomenon can

* 주저자 : 중앙대학교 도시계획부동산학박사, priyong@hotmail.com

▷ 접수일(2016년 11월 6일), 수정일(1차:2016년 12월 4일, 2차:2016년 12월 21일), 게재확정일(2017년 2월 10일)

be caused by changes in lending standards, and the impact of changes in lending standards in the housing market is more pronounced when the liquidity of the market becomes more abundant.

3. KEY WORDS

• Liquidity, Present Value Model, House Price, Rent-Price Ratio, Household Lending.

국문초록

본 연구는 유동성변수와 주택가격과의 관계가 금융위기 전후로 어떻게 변화했는지를 분석한 것이다. 이를 위해 임대료매매가격비율(rent-price ratio)을 기대무위험실질이자율, 기대위험프리미엄, 기대임대료성장률의 현재가치의 관계로 분해하고, 유동성지표의 변화에 따른 이들의 시계열적 변화를 비교하였다. 실증분석결과 주택가격은 금융위기 이전이후 모두에서 기대임대료성장률이 큰 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 이러한 기대임대료성장률에 영향을 미치는 유동성 변수들의 영향은 M1, M2증가율, 가계대출증가율이 큰 것으로 나타났다. 또한, 시장근본요소에 영향을 미치는 유동성지표들의 영향이 금융위기 이전에는 거의 비슷하게 나타났으나 금융위기 이후에 변수별 조합에 따른 영향이 크게 달라지는 것으로 나타났다. 이러한 현상은 대출기준(lending standards)의 변화로 인해 생길 수 있으며, 주택시장에서의 대출기준의 변화를 통한 영향은 시중 유동성이 풍부해질 경우 더욱 크게 나타날 수 있어 이에 대한 정책적 고려가 있어야 할 것으로 보인다.

핵심어 : 유동성, 현재가치모형, 주택가격, 임대료매매가격비율, 가계대출

I. 서론

국내 실질 주택가격을 장기적인 시계열로 살펴보면 2008년 전후를 기준으로 큰 변화를 보이고 있다(그림 1). 2008년 이전에는 지속적인 상승세를 유지했던 반면에 2008년 글로벌금융위기(global financial crisis) 이후부터 최근까지를 살펴보면 상대적으로 정체기를 걷고 있는 것 같다. 서브프라임모기지 사태로 시작된 글로벌 금융위기로 인해 세계 각국의 경제활동이 침체되고 통화량이 감소하는 디플레이션이 우려되었다. 이에 따라 미국을 비롯한 많은 나라들은 자국의 경제에 막대한 재정을 투입하여 시장의 유동성확보에 주

력해왔다. 우리나라의 경우에도 비록 미국에 비해 주택가격의 하락이 크지는 않았으나 자금시장의 경색을 풀기위해 금리인화와 각종 세금감면 등을 단행해 대규모 유동자금이 투입되어왔다. 이와 같은 풍부한 유동자금은 향후 부동산시장으로 유입되어 거품을 발생시킬 수 있다는 우려 등이 제기되기도 했다(김태경·황상연, 2009).¹⁾ 이러한 모습은 주택시장에서 유동성이 얼마나 중요한 요인이며 밀접한 관계를 이루고 있는 지를 보여준다. 이에 따라 유동성과 같은 거시경제변수의 변화에 따른 주택시장의 영향에 대해 많은 연구가 이루어져 왔고(김리영·서원석, 2014²⁾; 금기조·김병량, 2015³⁾, 이동욱·채정일⁴⁾, 임대

1) 김태경·황상연, "주택시장 유동성 증가에 따른 주택정책방향에 관한 연구", 정책연구, 경기연구원, 2009, 50,p.3.

2) 김리영·서원석, "VECM을 이용한 외환 및 금융위기 경제여건 변화가 대도시 주택시장에 미치는 영향 비교", 부동산학보, 한국부동산학회, 2014, 56, pp.323-333.

3) 금기조·김병량, "KOSPI 지수와 금융변수가 주택매매가격과 전세가격에 미치는 영향 분석", 부동산학보, 한국부동산학회, 2015, 60, pp.182-195.

4) 이동욱·채정일, "주택매매가격종합지수 및 주요경제지표들의 상승률 동향과 관련성 분석", 부동산학보, 한국부동산학회, 2015, 61, pp.80-93.

붕, 2015)⁵⁾, 특히 우리나라의 경우에는 가계의 자산 중 부동산 비중이 매우 높기 때문에 유동성, 가계대출 및 주택담보대출 그리고 대출금리의 영향에 관한 연구들이 많이 진행되고 있다(정규일, 2006⁶⁾; 김세완·김은미, 2009⁷⁾; 김중규·정동준, 2011⁸⁾; 이영훈·김재준, 2016⁹⁾).

한편, 현재가치모형에 따르면 주택가격은 시장근본요소의 변동에 의해 영향을 받는다. 주택가격을 결정하는 시장근본요소로는 임대료, 이자율, 임대료의 기대상승률이 있다. 그리고 이러한 각각의 시장근본요소는 여러 거시경제변수 및 금융변수의 영향을 받아 움직이게 된다. 따라서 유동성 및 가계대출 등과 같은 거시경제 및 금융요인은 시장근본요소에 영향을 미쳐 결과적으로 주택가격을 변화시키게 된다.

이러한 배경 하에 본 연구는 유동성과 주택가격의 관계를 좀 더 세부적으로 살펴보고자 한다. 따라서 이를 위해 주택가격에 영향을 미치는 시장근본요소를 임대료매매가격비율(rent-price ratio)과 기대무위험실질이자율, 기대위험프리미엄, 기대임대료성장률의 현재가치의 관계로 분해하고, 유동성지표의 영향에 따른 이들의 변화를 통해 주택가격을 분석한다. 이를 위해 벡터자기회귀모형(VAR)을 이용하여 추정하고 금융위기 전후로 비교한다.

II. 선행연구

유동성이 주택가격에 미치는 영향에 대한 연구는 많이 이루어졌고 대부분 벡터자기회귀모형(VAR)이나 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여 외부적 충격이 발생 시 거시변수의 주택가격의 변동 및 영향력에 관한 것이었다.

김태경·황상연(2009)¹⁰⁾은 유동성갭(M1, M2)과 실질아파트매매가격지수증가율과의 추이를 비교해본 결과 M1기준의 유동성갭과 아파트가격지수간의 상관성이 높게 나타났다. Lastrapes(2002)¹¹⁾는 유동성이 가계사용자비용에 영향을 미치며 이러한 유동성은 실질이자율에 의해 변동될 수 있고 결과적으로 실질이자율은 단기적으로 주택가격에 영향을 미치는 것으로 분석했다. 이러한 연구결과를 바탕으로 정규일(2006)¹²⁾은 Lastrapes(2002)의 유동성과 자산가격의 이론을 원용하여 국내 자산시장에 적용하여 주택가격 및 주식가격과 유동성간의 장단기 관계를 살펴보았다. 그 결과 주식가격과 유동성은 유의하지 않은 반면, 주택가격은 장단기적으로 유동성과 양(+)의 관계가 있고 장기적으로 유동성이 1% 증가할 경우 주택가격은 0.3% 증가한다고 밝혔다.

한편, 김세완·김은미(2009)¹³⁾, 박세운·방두완·김희호(2010)¹⁴⁾, 김중규·정동준(2011)¹⁵⁾과 전해정·박현수(2012)¹⁶⁾, Lecat, Rémy

5) 임대붕, "유동성이 증가 및 주택가격에 대한 파급효과 분석", 부동산학보, 한국부동산학회, 2015, 61, pp.80-93.

6) 정규일, "자산가격과 유동성간의 관계분석", 금융경제연구, 한국은행, 2006, 255, pp.1-46.

7) 김세완·김은미, "주택시장과 가계대출간의 동태적 관계분석", 지역연구, 한국지역학회, 2009, 2(4), pp.123-147.

8) 김중규·정동준, "유동성과 금리가 부동산가격 변동에 미치는 영향 분석", 주택연구, 한국주택학회, 2011, 20(1), pp.105-125.

9) 이영훈, 김재준, "거시경제변동 전후 유동성이 주택시장에 미치는 영향 분석", 한국산학기술학회논문지, 한국산학기술학회, 2016, 17(5), pp.116-124.

10) 김태경·황상연, 2009, 전제논문, pp.58-64.

11) Lastrapes, William D., "The Real Price Housing and Money Supply Shocks: TimeSeries Evidence and Theoretical Simulations", *Journal of Housing Economics*, 2002, 11, pp.40-74.

12) 정규일, 2006, 전제논문, pp.1-46.

13) 김세완·김은미, 2009, 전제논문, pp.123-147.

14) 박세운·방두완·김희호, "과열시장에서 주택담보대출이 아파트가격에 미치는 영향", 한국경영학회 통합학술대회, 2010, pp.1-38.

15) 김중규·정동준, 2011, 전제논문, pp.105-125.

16) 전해정·박현수, "유동성과 주택가격간의 동학적 상관관계분석-글로벌 금융위기 전후를 중심으로-", 부동산연구, 한국부동산연구원, 2012, 22(2), pp.103-121.

and Jean-Stéphane Mésonnier(2005)¹⁷⁾, Valverde and Fernandez(2010)¹⁸⁾, Basten and Koch(2016)¹⁹⁾는 주택담보대출에 주목하여 분석하였다. 김세완·김은미(2009)는 가계대출이 부동산가격 변동에 단기적으로 양(+)의 영향을 주는 것으로 밝혔으나, 김중규·정동준(2011)는 주택담보대출이 1%증가하면 아파트가격이 약 2%증가하였지만, 단기적인 영향은 크지 않다고 밝혔다. 박세운 외(2010)는 과열시장에서 주택담보 대출의 억제 효과가 미치는 영향을 분석하였는데 단기적으로는 대출억제가 가격안정에 영향을 미치나 장기적으로 영향을 미치지 못했다. 전해정·박현수(2012)는 글로벌금융위기 이전과 이후로 나누어 영향을 비교해본 결과 주택담보대출금의 영향은 총통화량보다 금융위기 이전과 이후 모두에서 컸으며, 특히 금융위기 이후에 장기적으로는 주택담보대출금의 영향이 금융위기이전 23.11%에서 50.51%로 크게 증가하는 것으로 나타났다. Lecat et. al(2005)은 11개 OECD 국가를 대상으로 분석한 결과 주택대출량이 주택가격 변동에 중요변수임에 따라 이자율 및 신용규제(credit constraints)의 적절한 운용이 필요하다고 밝혔다. Valverde and Fernandez(2010)의 경우에는 국내와 달리 장단기적으로 영향이 있는 것으로 나타났으며 이는 주택과생산상품에 기인한 것으로 밝혔다. Basten and Koch(2016)은 주택가격이 주택대출수요와 공급에 미치는 영향을 분석하였는데, 주택가격이 1% 상승하면 0.53% 모기지대출수요가 상승한 반면 은행의 대출공급은 0.009 감소하는 것으로 나타나면서 오히려 은행의 경우 주택대출을 증가하지 않으려 하는 것으로 분석했다.

대부분의 선행연구는 유동성 또는 주택가격

에 외부충격이 발생할 경우 이러한 충격이 여타변수에 어떠한 영향을 미치는 지를 밝히는데 초점을 두고 있다. 이와 달리 본 연구는 주택가격을 구성하는 각각의 시장근본요소에 유동성이 어떻게 영향을 미치고 있으며, 이에 따른 주택가격의 변화는 어떠한지에 초점을 맞추고 있다. 뿐만 아니라 이러한 과정을 통해 시장에 존재하는 것으로 알려진 위험프리미엄과 유동성과의 관계도 살펴본다.²⁰⁾

Ⅲ. 실증분석

1. 연구의 범위 및 방법

본 연구의 시간적 범위는 2000년 1월부터 2016년 4월까지이며 월별 자료를 이용하였다. 공간적 범위는 전국이다. 분석 기간은 금융위기이전(2000-2007년)과 금융위기이후기간(2008-2016)으로 나누어 분석하여 분석 결과에 미치는 오류를 최소화하고 두 기간별 변동성의 차이를 분석한다.

〈표 1〉은 분석에 사용된 변수이다. t 시점의 실질임대료(R_t)는 실질주택가격×전세매매가격비율×국고채수익률(3년만기)로 구하였고, 실질주택가격(P_t)은 아파트매매가격지수를 소비자물가지수(CPI)로 나눈 후 100을 곱하여 구하였다. 그리고 주택의 t 시점의 실질수익률은

$$\zeta_t = \frac{R_t + P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$$

을 이용하여 구하였다. 위험프리미엄은 주택의 실질수익률에서 무위험실질이자율을 뺀 값이다. 여기서 무위험실질이자율은 3년 만기 국고채수익률에서 소비자물가지수

17) Lecat, Rémy and Jean-Stéphane Mésonnier., "What Role Do Financial Factors Play in House Price Dynamics?", *Banque de France Bulletin Digest*, 2005, 134: pp.21-37.

18) Valverde Santiago Carbo and Fernandez Francisco Rodriguez, "The relationship between mortgage markets and house prices: does financial instability make the difference?", *Federal Reserve Bank of Atlanta CenFIS Working paper*, 2010, 10-02, pp.2-25

19) Basten Christoph and Koch Catherine, "The casual effect of house prices on mortgage demand and mortgage supply: evidence from Switzerland", *Bank for International Settlements, BIS Working papers*, 2016, pp.1-22.

20) 정동준(2008)과 노상윤(2013)은 주택시장에 시차 가변적 위험프리미엄이 존재함을 밝혔다.

(CPI)의 상승률을 뺀 값이다. 시장근본요소에 영향을 미치는 유동성 지표를 나타내는 변수로는 M1, M2, 가계대출액²¹⁾, 가계대출금리스프레드, KOSPI지수를 사용하였다. 가계대출증가율은 한국은행의 가계대출액을 로그차분하여 구하였다. 그리고 추가수익률은 한국거래소의 코스피지수를 로그차분하여 구하였다. 가계대출금리스프레드는 통계청의 주택대출금리에서 국고채수익률을 빼서 구하였다. <표 2>는 모형을 구성하는 시장근본가치와 이에 영향을 미치는 유동성지표들의 기초통계를 나타낸다.

〈표 1〉 변수설명 및 자료출처

변 수	변수설명	자료 출처
실질주택가격 (P_t)	(아파트매매가격지수/소비자물가지수) *100	국민은행
실질임대료 (R_t)	실질아파트매매가격지수 x 전세매매 가격비율 x 국고채수익률/100	추정
실질국고채 수익률	국고채수익률-로그차분된 소비자물가지수	한국은행
M1 증가율	M1 로그차분	한국은행
M2 증가율	M2 로그차분	한국은행
가계대출 증가율	가계대출액 로그차분	한국은행
추가수익률	KOSPI지수 로그차분	한국거래소
가계대출금리 스프레드	가계대출금리 - 국고채수익률	통계청

2. 분석모형

주택의 한 기간(one period)의 총수익률(total return)은 식 (1)과 같다.

$$H_{t+1} \equiv \frac{P_{t+1} + R_{t+1}}{P_t} \quad (1)$$

여기서 P_{t+1} 는 $t+1$ 기의 주택가격이며 R_{t+1} 은 $t+1$ 기의 임대료이며, 양변을 로그를 취할 경우 비선형인 $\log(P_{t+1} + R_{t+1})$ 는 테일러급수전개를 통해 식(2)와 같은 선형으로 근사화시킬 수 있다.

$$\log(P_{t+1} + R_{t+1}) \cong \kappa + \rho \log P_{t+1} + (1 - \rho) \log R_{t+1} \quad (2)$$

$$\text{여기서 } \kappa = \frac{\log(\rho) + (1 - \rho) \log(1/\rho - 1)}{1 - \rho}$$

이다. t 기의 임대료 R_t 와 주택가격 P_t 에 로그를 취한 것을 각각 r_t 와 p_t 로 나타내고 임대료-매매 가격비율에 로그를 취한 것을 δ_t 라 하면 이는 $r_t - p_t$ 가 된다. 분석기간 동안의 δ_t 의 평균을 $\overline{r-p}$ 라고 하면 할인인자(discount factor) ρ 는 $\frac{1}{1 + \exp(\overline{r-p})}$ 이다.

식 (2)를 이용하여 주택의 로그 총수익률

〈표 2〉 변수의 기초통계량

	구분	실질 임대료 성장률	임대료 매매 가격비율	실질 주택 수익률	위험 프리미엄	가계대출 증가율	추가 수익률	가계대출 금리 스프레드	M1 증가율	M2 증가율
평균	전기	-0.85	0.314	9.620	4.234	14.169	8.971	1.268	7.620	7.389
	후기	-10.82	0.205	2.547	-0.787	5.354	2.520	1.401	10.807	7.855
표준편차	전기	15.43	0.097	3.157	3.171	3.611	26.719	0.687	9.951	3.412
	후기	15.27	0.057	1.060	1.020	1.870	18.380	0.452	7.132	3.201
자기상관 계수	전기	0.378	0.983	0.617	0.621	0.633	0.178	0.940	0.871	0.985
	후기	0.432	0.931	0.824	0.815	0.483	0.257	0.922	0.854	0.987

21) 한국은행 경제통계시스템 자료 중 예금취급기관은 은행과 상호저축은행, 신용협동조합, 상호금융, 새마을금고, 우체국예금 등의 금융기관임.

(the log-linearized return)은 식 (3)과 같이 선형 근사적으로 구할 수 있다.

$$h_{t+1} = \kappa + \rho p_{t+1} + (1 - \rho)r_{t+1} - p_t \quad (3)$$

식 (3)에 조건부기대치(E_t)를 붙여 축차적(recursive) 방법으로 전방(forward)으로 전개하고, 말기조건인 $\lim_{j \rightarrow \infty} \rho^j \delta_{t+j+1} = 0$ 이 만족되면 t 시점에서의 로그 임대료매매가격비율은 다음 식 (4)와 같이 쓸 수 있다.

$$r_t - p_t = k + E_t \left[\sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} h_{t+j} - \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} \Delta r_{t+j} \right] \quad (4)$$

여기서 $k = \frac{\kappa}{1 - \rho}$ 이다.

식 (4)는 로그 임대료매매가격비율은 미래의 모든 기간들의 기대 주택의 로그 총수익률 $E_t(h_{t+j})$ 에서 미래 기대임대료성장률 $E_t(\Delta r_{t+j})$ 을 뺀 것을 ρ 로 할인하여 구한 현재가치의 총합을 의미한다.

주택에 대한 기대수익률은 기대무위험수익률(expected future real risk-free interest rates) $E_t(i_{t+j})$ 과 기대위험프리미엄(expected future risk premium) $E_t(\pi_{t+j})$ 로 이루어져 있으며, 이를 구분하여 식(5)와 같이 다시 쓸 수 있다.

$$r_t - p_t = \kappa + E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} i_{t+j} + E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} \pi_{t+j} - E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} \Delta r_{t+j} \quad (5)$$

또는

$$r_t - p_t = k + I_t + \Pi_t - G_t \quad (6)$$

여기서 I_t , Π_t 와 G_t 는 각각 기대무위험이자율, 기대위험프리미엄, 기대임대성장률의 현재가치를 합한 것으로 정의된다.

$$\begin{aligned} I_t &\equiv E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} i_{t+j} \\ \Pi_t &\equiv E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} \pi_{t+j} \\ G_t &\equiv E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} \Delta r_{t+j} \end{aligned}$$

로그 임대료매매가격비율을 식 (5)와 같이 각 구성요소들로 분해하는 것을 동태적 고든성장 모형(dynamic Gordon growth model)이라 하며, 이것을 통해 각 구성요소들의 시간에 따른 변화 모습을 살펴볼 수 있다. 그렇게 분해된 로그 임대료매매가격비율을 구성하고 있는 각 요소 즉, 기대무위험이자율($E_t(i_{t+j})$), 기대위험프리미엄($E_t(\pi_{t+j})$), 기대임대료성장률($E_t(\Delta r_{t+j})$)을 벡터자기회귀(vector autoregressive; VAR)를 이용하여 추정한다(Campbell and Shiller, 1989)²²⁾. t 기에서의 무위험이자율(i_t), 위험프리미엄(π_t), 임대료성장률(Δr_t), 그리고 이 세 변수에 영향을 미칠 것으로 기대하는 변수들을 사용하여 n 개의 벡터로 구성된 다변량시계열(multivariate time series) X_t 가 구성되고 이것은 p 차의 벡터자기회귀(vector autoregressive; VAR) 확률과정을 따른다고 가정한다. 본 연구에서 X_t 는 다음과 같은 벡터로 구성된 변수로 정의한다.

$$X_t = (i_t, \pi_t, \Delta r_t, x_t)' \quad (7)$$

여기서 x_t 는 i_t , Δr_t , π_t 에 영향을 미칠 수 있는 유동성변수들로 추가 수익률(s_t), 가계대출증가율(ΔM_t), 가계대출금리스프레드(rs_t), M1

22) Campbell, J., and R. Shiller, "The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors", *Review of Financial Studies*, 1989, 3(3): pp.95-228.

증가율($\Delta M1_t$), M2증가율($\Delta M2_t$)을 포함하였다.

이렇게 구성된 p 차의 벡터자기회귀모형은 1차의 벡터자기회귀모형인 컴패니언 형태(companion form)로 전환할 수 있다.

$$Z_t = \Gamma Z_{t-1} + U_t \quad (8)$$

이와 같은 컴패니언 형태로 표현할 경우 t -시점의 정보를 이용하여 미래 특정시점의 기대값을 다음과 같이 구할 수 있다.

$$\hat{\Gamma}(I - \rho\hat{\Gamma})^{-1}Z_{t-1} \quad (9)$$

따라서 로그 임대료매매가격비율은 다음 식으로 추정이 가능하다.

$$\widehat{r_t - p_t} = k + \hat{I}_t + \hat{\Pi}_t - \hat{G}_t \quad (11)$$

한편, 주택시장 참여자의 시장에 대한 기대(expectation)는 시장이 완전하게 효율적이지 않을 경우 식 (5)와 식 (11)은 차이가 있으며, 이러한 차이를 μ_t 라 하자. 즉, 다음 식이 성립한다.

$$\widehat{r_t - p_t} = r_t - p_t + \mu_t \quad (12)$$

장래 기대임대료 증가율에 대한 현재가치를 잔차라 보고 $\hat{G}_t + \mu_t$ 를 ϵ_t 라 두면 식 (11)과 식 (12)을 이용하면 다음 식이 성립한다.

$$r_t - p_t = k + \hat{I}_t + \hat{\Pi}_t - \epsilon_t \quad (13)$$

식 (13)를 이용하여 로그 임대료-매매가격비율의 분산은 다음과 같이 분해할 수 있다.

$$\begin{aligned} var(r_t - p_t) &= var(\hat{I}_t) + var(\hat{\Pi}_t) + var(\epsilon_t) \\ &\quad + 2cov(\hat{I}_t, \hat{\Pi}_t) - 2cov(\hat{I}_t, \epsilon_t) \\ &\quad - 2cov(\hat{\Pi}_t, \epsilon_t) \end{aligned} \quad (14)$$

3. 분석결과

1) VAR 모형 추정

VAR 모형을 추정하기에 앞서 시계열자료의 안정성(stationary) 여부를 판단하기 위해 단위근검정을 실시하였다. 단위근 검정결과 전기에는 임대료, 가계대출금리스프레드 수준변수에서는 단위근이 존재하였으나 1차 차분한 변수에는 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 그리고 후기에는 거의 모든 변수에서 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 그리고 적정시차(time lag)를 선택하기 위해 단위근이 존재하는 변수는 로그차분을 취하고, 단위근이 존재하지 않는 것은 <표 1>의 변수를 그대로 사용하였다. 적정시차는 AIC(Akaike's Information Criterion)와 SC(Schwarz Criterion)의 값을 가지고 결정하였다. 본 연구에서는 월별자료이기 때문에 과거 1분기까지의 자기상관을 고려해야 할 것으로 판단되어 적정시차를 최대시차를 3으로 하였고, AIC 기준을 적용한 결과 <표 3>에서 보는바와 같이 적정시차는 1내지 3으로 결정되었으나 적정시차는 과거 1분기까지인 3으로 결정했다.

<표 3> VAR 모형 적정 시차 결정

구분	정보 기준	0	1	2	3
전기	AIC	-75.121	-82.859	-82.779	-83.244*
	SC	-75.121	-80.34*	-77.74	-75.686
후기	AIC	-75.206	-85.163	-85.226	-85.316*
	SC	-75.206	-83.442*	-81.785	-80.155

주 : *는 최소값임

2) 임대료매매가격비율의 개별요소 분산비율(shares)

<그림 1>은 추정된 로그 임대료매매가격비율(estimated rent-price ratio)과 실제 로그 임대료매매가격비율(actual rent-price ratio)의 움직임 즉, 주택의 내재가치와 실제가격의 움직임을 보여주고 있다. 하단은 추정된 임대

료매매가격비율과 실제 임대료매매가격비율의 불일치(discrepancy)를 보여준다. <그림 1>은 유동성의 대리지표인 가계대출금리스프레드, 가계대출증가율, M1, M2증가율을 변수로 사용했을 때의 변동을 보여준다. <그림 2>는 개별변수에 대한 변동을 보여준다.

이를 크게 두 가지로 요약하면 다음과 같다. 첫째는 <그림 1>과 <그림 2>를 통해 알 수 있는 것은 금융위기 전후 모두에서 실제 임대료매매가격비율의 변동성보다 추정된 임대료매매가격비율의 변동성이 대체로 낮게 나타나고 있다. 둘째는 <그림 1>과 <그림 2>에서 금융위기

<그림 1> 금융위기 전후 임대료매매가격비율의 실제값과 추정값의 변동성(유동성)



<그림 2> 금융위기 전후 임대료매매가격비율의 실제값과 추정값의 변동성(유동성변수별)



전의 그림을 비교해보면 거의 유사한 형태를 보이고 있다. 하지만 이에 반해 금융위기 이후의 그림을 비교해보면 크게 다른 양상을 보이고 있다. 즉, 금융위기 전에서는 거의 차이를 보이지 않았으나 금융위기 후기에는 유동성변수에 따라 차이를 보였다. 가계대출금리스프레드의 경우에는 추정된 임대료매매가격비율은 실제 임대료매매가격비율의 움직임을 거의 비슷하게 따라간 것을 알 수 있다. 하지만 가계대출증가율 및 M1, M2 증가율의 경우에는 크게 변하는 모습을 보이고 있다.

3) 임대료-매매가격비율 분산분해 (Variance decomposition)

〈표 4〉는 유동성변수에 대한 임대료-매매가격비율의 각 구성요소들간의 분산공분산 구조를 보여주고 있다. 이에 대한 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 실제 임대료매매가격비율과 추정된 임대료매매가격비율을 비교해보면, 대부분에서 추정치가 실제 임대료매매가격비율보다 변동성이 낮게 나타났다. 추정치가 실제값보다 낮은 변

동을 보이는 이유로 Campbell, et al(2009)²⁴⁾은 수익률이 임대료변동을 따라가지 못하거나 수익률과 임대료의 공분산의 구조가 변하면서 상쇄를 일으켜 추정된 임대료매매가격비율의 변동을 더 낮추기 때문이라고 밝히고 있다. 둘째, 금융위기 이전에는 기대임대료성장률과 위험프리미엄의 영향이 큰 부분을 차지했고, 금융위기 이후에는 기대임대료성장률과 기대무위험이자율이 크게 나타났다. 그리고 금융위기 이후에는 전기에 비해 기대임대료성장률의 영향이 크게 상승했고, 기대무위험이자율의 영향도 크게 증가한 것으로 나타났다. 즉, 금융위기 이전에는 가계대출증가율(mt)이 0.2494로 기대임대료성장률에 가장 크게 영향이 있었으며 그 다음으로 M1, M2이 0.2187, 대출금리스프레드(sp)가 0.1954을 보이고 있다. 그리고 기대위험프리미엄은 각각 0.0046, 0.0180, 0.0051을 나타내고 있다. 그러나 금융위기 이후에는 기대임대료성장률에 M1, M2이 6.5170로 가장 큰 영향을 나타냈고, 가계대출증가율이 4.1343, 가계대출금리스프레드가 0.5169로 그 뒤를 따랐다. 그리고 기대무위험이자율은 가계대출금리스프레드가 0.1458, M1, M2가 0.0959, 가계대출증가

〈표 4〉 단위근 검정 결과

변수	전기				후기			
	수준변수		차분변수		수준변수		차분변수	
	상수항	추세항	상수항	추세항	상수항	추세항	상수항	추세항
실질임대료성장률	-0.291	-2.178	-2.547	-3.199	-1.083	-3.666**	-4.177**	-
실질무위험이자율	-1.238	-2.545*	-2.39*	-	-0.854	-3.609**	-3.138**	-
위험프리미엄	-2.923**	-2.888**	-	-	-3.399**	-3.477**	-	-
가계대출증가율	-1.877	-3.549**	-2.89**	-	-5.108**	-5.072**	-	-
주가수익률	-3.407**	-3.434**	-	-	-3.753**	-3.739**	-	-
M1증가율	-3.709**	-3.741**	-	-	-4.833**	-4.849**	-	-
M2증가율	-1.513	-2.706*	-2.54*	-	-2.720*	-2.070	-	-2.388*
가계대출금리 스프레드	-1.866	-1.964	-2.513*	-2.706*	-2.919**	-2.841*	-	-

주: 1) *, **는 10%, 5%의 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미하며, 임계값은 -2.38, -2.88임(Dickey and Fuller, 1981)²³⁾

23) Dickey, D.A. and W.A.Fuller, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 1981, 49, pp.1057-1072.

24) Campbell, S. D., M. A. Davis, J. Gallin, and R. F. Martin, "What Moves Housing Markets: A Variance Decomposition of the Rent-Price Ratio", *The Journal of Urban Economics*, 2009, 66(2): pp.90-102.

40 글로벌 금융위기 전후 유동성지표와 주택가격 변화에 대한 분석

〈표 5〉 VAR추정결과

변수	전기			후기		
	임대료성장률	무위험이자율	위험프리미엄	임대료성장률	무위험이자율	위험프리미엄
실질임대료성장률(-1)	0.95093 (0.1445)	0.00533 (0.00043)		0.47414 (0.09263)	0.00067 (0.00034)	
실질무위험이자율(-1)	-1.48700 (0.1287)	0.00000	-3.92505 (0.18121)	-2.54073 (3.78731)	0.46031 (0.10793)	
위험프리미엄(-1)				2.61531 (1.26863)		0.59790 (0.09265)
가계대출증가율(-1)						0.07198 (0.03014)
추가수익률(-1)					0.00036 (0.00022)	0.00616 (0.00284)
M1증가율(-1)						0.01983 (0.00787)
M2증가율(-1)		-0.01015 (0.00172)	0.07703 (0.02752)		0.00291 (0.00199)	
가계대출금리 스프레드(-1)			-2.35543 (0.4662)		-0.02269 (0.00524)	-0.09378 (0.03472)
실질임대료성장률(-2)	-0.53651 (0.13407)					0.0054 (0.00371)
실질무위험이자율(-2)			2.57425 (1.22577)	3.34376 (1.56431)	0.38399 (0.10449)	
위험프리미엄(-2)		0.00421 (0.00199)	-0.28705 (0.11185)		0.01011 (0.00518)	0.17780 (0.09126)
가계대출증가율(-2)	1.26307 (0.47243)					-0.09966 (0.02984)
추가수익률(-2)		0.00066 (0.00024)			0.00121 (0.00023)	0.00739 (0.00294)
M1증가율(-2)		-0.00085 (0.00031)	0.03985 (0.01472)			
M2증가율(-2)	-3.24696 (0.58951)				-0.00305 (0.00211)	
가계대출금리 스프레드(-2)	-10.20141 (2.46119)	-0.03419 (0.00798)	1.45566 (0.01472)			
실질임대료성장률(-3)	0.19212 (0.08054)	0.00009 (0.00031)				
실질무위험이자율(-3)	2.39897 (0.88821)	0.89079 (0.07786)			0.15727 (0.06871)	
위험프리미엄(-3)						
가계대출증가율(-3)	1.73911 (0.71392)	0.00549 (0.00321)		1.60554 (0.72167)	0.00789 (0.00247)	-0.05089 (0.02927)
추가수익률(-3)	-0.02406 (0.04703)			0.19357 (0.08049)	0.00080 (0.00026)	
M1증가율(-3)	0.01199 (0.07567)			0.20818 (0.18603)	0.00148 (0.00071)	
M2증가율(-3)	3.68925 (0.59705)	0.01094 (0.00174)				
가계대출금리 스프레드(-3)	1.94648 (2.72238)	0.04672 (0.01019)			0.03102 (0.00486)	
Wald	83.51506	647.82890	90.90749	48.92899	4225.24500	340.70780
수정결정계수	0.53322	0.91333	0.59882	0.46477	0.97391	0.75340

〈표 6〉 임대료-매매가격비율의 분산분해

		변수	분산		분산비율 (variance shares)			공분산 비율 (covariance shares)		
			실제 임대료 -매매가격 비율	추정 임대료 -매매가격 비율	기대 무위험 이자율	기대위험 프리미엄	기대 임대료 성장률	기대 무위험 이자율과 기대위험 프리미엄	기대 무위험 이자율과 기대 임대료 성장률	기대 임대료 성장률과 기대위험 프리미엄
유동성 변수	전기	m12mtsp	0.2717	0.1032	0.0014	0.0159	0.3819	-0.0062	0.0110	-0.0350
		mt	0.2717	0.1044	0.0009	0.0046	0.2494	-0.0035	0.0057	-0.0082
		m12	0.2717	0.1131	0.0009	0.0180	0.2187	-0.0027	0.0041	-0.0134
		sp	0.2717	0.1109	0.0011	0.0051	0.1954	-0.0043	0.0043	-0.0090
	후기	m12mtsp	0.2784	0.2111	0.2075	0.0019	8.1939	-0.0064	2.5826	-0.0201
		mt	0.2784	0.1350	0.0434	0.0026	4.1343	-0.0038	0.8179	0.0027
		m12	0.2784	0.2052	0.0959	0.0058	6.5170	-0.0382	1.5405	-0.2659
		sp	0.2784	0.1273	0.1458	0.0016	0.5169	0.0019	0.4407	0.0294

주 : m12는 M1, M2증가율, mt는 가계대출증가율, sp는 대출금리스프레드이다. 따라서 m12mtsp는 M1, M2증가율, 가계대출증가율, 대출금리스프레드이다.

율이 0.0434로 나타났다. 금융위기 전후에서 기대임대료성장률이 대부분을 차지하고 있는데, 이것을 두 가지 측면에서 해석할 수 있다. 우선은 여타 금융자산시장(financial asset)은 보통 위험프리미엄 또는 무위험이자율이 자산의 가격의 움직임을 주도하지만 부동산의 경우 시장마찰(market friction)로 인해 환금성(liquidity)이 떨어져 이런 현상이 나타날 수도 있다(Wheaton, 1990)²⁵⁾. 이러한 현상은 금융위기 이후 유동성 문제에 대한 위기감으로 위험프리미엄 및 무위험이자율의 영향보다 기대임대료성장률의 영향은 더욱 증가한 것으로 보인다. 그리고 한편으로는 기대임대료성장률에는 식 (12)처럼 μ_t 라는 초과변동성부분을 포함하고 있는 점을 고려해볼 수 있다. 이 초과변동성은 미래 부동산시장의 투자기회에 대한 보상(premium) 또는 매매가격의

일시적인요인(transitory component in house prices)이라 할 수 있다(Cochrane, 1994)²⁶⁾. 투자기회에 대한 보상(premium)은 시장의 불확실성(uncertainty)이 높을수록 커진다. 따라서 금융위기 이후 시장의 이러한 불확실성은 크게 증가했음을 알 수 있다. 셋째, 공분산구조의 구조의 변화를 살펴보면, 전기에는 대부분의 경우에서 기대무위험이자율과 기대위험 프리미엄은 음(-)의 상관관계, 기대임대료성장률과 기대위험 프리미엄은 음(-)의 상관관계 그리고 기대무위험이자율과 기대임대료성장률은 양(+)의 상관관계를 보이고 있다. 그러나 후기에는 가계대출증가율(mt), 대출금리스프레드(sp)에서 전기와 다른 상관관계가 나타났다. 기대임대료성장률과 기대위험프리미엄의 음(-)의 상관관계는 주택가격이 상승할 것이라는 기대감으로 인해 나타날 수도 있다(Kishor and Morley, 2015).²⁷⁾

25) Wheaton, W., "Vacancy, Search and Prices in a Housing Market Matching Model". *Journal of Political Economy*, 1990, 98(6): pp.1270-1292.
 26) Cochrane, John H., "Permanent and Transitory Components of GNP and Stock Prices", *The Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109: pp.241-265.
 27) Kishor, N. K., and J. Morely, "What Factors Drive the Price-Rent Ratio for Housing? A Modified Present-Value Analysis", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2015, 58: pp.235 - 249.
 변수 간 상관관계에 대한 자세한 설명은 Campbell, et al(2009), Kishor and Morley(2014)를 참고할 수 있다.

IV. 결 론

본 연구는 유동성과 주택가격과의 관계를 분석하였다. 이를 위해 임대료매매가격비율(rent-price ratio)을 기대무위험실질이자율, 기대위험프리미엄, 기대임대료성장률의 현재가치의 관계로 분해하고, 유동성지표의 변화에 따른 이들의 시계열적 변화를 금융위기 전후로 비교하였다.

실증분석결과 첫째, 주택가격은 금융위기 이전이후 모두에서 기대임대료성장률이 큰 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 이러한 기대임대료성장률에 영향을 미치는 유동성 변수들의 영향은 M1, M2증가율(m12), 가계대출증가율(mt)이 큰 것으로 나타났다. 이는 금융위기 이후 시장의 불확실성이 확대되면서 그 영향력이 현저하게 증가한 것으로 나타났다. 둘째, 금융위기 전후 유동성의 영향이 주택시장에 다르게 나타날 것이라는 것은 일반적인 예상이다. 분석결과 시장근본요소에 영향을 미치는 유동성변수별 영향이 금융위기 이전에는 거의 비슷하게 나타났으나 금융위

기 이후에 변수별 조합에 따른 영향이 크게 달라지는 것으로 나타났다. 이는 임대료매매가격비율을 구성하는 요소들의 공분산 구조가 특정변수(예를 들면, 본 연구에서는 가계대출증가율)에 의해 변화하면서 나타나는 것으로 예상된다. 이러한 현상은 대출기준(lending standards)의 변화로 인해 생길 수 있으며, 28) 29) 주택시장에서의 대출기준의 변화를 통한 영향은 시중 유동성이 풍부해질 경우 더욱 크게 나타나는 것으로 나타남을 알 수 있다. 따라서 이에 대한 고려가 정책에 있어 고려되어야 할 것으로 보인다.

한편 최근 서울 및 수도권 지역 등 몇몇 시장에서 부동산가격상승현상이 일어나고 있다.³⁰⁾ 여기에는 유동성 확대에 따른 부동산가격 상승이라는 착시 효과도 포함되어 있을 수 있다. 유동성의 확대에 인한 화폐착각(money illusion)은 주택시장에서의 비이성적 기대(irrational expectation)로 인해 시장을 과열(overheating)시킬 수 있다. 이에 대한 연구는 추후 연구과제로 남긴다.

參考文獻

- 김리영·서원석, "VECM을 이용한 외환 및 금융위기 경제여건 변화가 대도시 주택시장에 미치는 영향 비교", 부동산학보, 한국부동산학회, 2014, 제56집.
- 김세완·김은미, "주택시장과 가계대출간의 동태적 관계분석", 지역연구, 한국지역학회, 2009, 제25집 제4호.
- 김정렬, "유동성 및 소득변수가 주택가격에 미치는 영향에 관한 연구", 경제연구, 한국경제통상학회, 2014, 제32권 제1호, 2014.
- 김중규·정동준, "유동성과 금리가 부동산가격 변동에 미치는 영향 분석", 주택연구, 한국주택학회, 2011, 제20권 제1호, 2011.
- 김태경·황상연, "주택시장 유동성 증가에 따른 주택정책방향에 관한 연구", 정책연구, 경기연구원, 2009.
- 금기조·김병량, "KOSPI 지수와 금융변수가 주택매매가격과 전세가격에 미치는 영향 분석", 부동산학보, 한국부동산학회, 2015, 제60집.
- 노상윤, "국내 주택시장의 시차가변적 위험프리미엄 존재에 관한 연구", 경제연구, 한국경제통상학회, 2013, 제32권 제2호.
- 박세운·방두완·김희호, "과열시장에서 주택담보대출이 아파트가격에 미치는 영향", 한국경영학회 통합학술대회, 2010.

28) Keys, B., Mukherjee, T., Seru, A., Vig, V., "Financial regulation and securitization: evidence from subprime loans", *Journal of Monetary Economics*, 2009, 56 (5) : pp.23-36.

29) 이윤홍, "정부의 부동산 규제완화가 금융시장에 미치는 영향과 개선방안", 부동산학보, 한국부동산학회, 2015, 63, pp.243-254.

30) 한겨레, 2016.10.14.

- 이옥동 · 채정일, “주택매매가격종합지수 및 주용 경제지표들의 상승률 동향과 관련성 분석”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2015, 제61집.
- 이영훈 · 김재준, “거시경제변동 전후 유동성이 주택시장에 미치는 영향 분석”, 한국산학기술학회논문지, 한국산학기술학회, 2016, 17권 5호.
- 이옥동 · 채정일, “주택매매가격종합지수 및 주용 경제지표들의 상승률 동향과 관련성 분석”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2015, 제61집.
- 이윤홍, “정부의 부동산 규제완화가 금융시장에 미치는 영향과 개선방안”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2015, 제63집.
- 임대봉, “유동성이 주가 및 주택가격에 대한 파급효과 분석”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2015, 제61집.
- 정규일, “자산가격과 유동성간의 관계분석”, 금융경제연구, 한국경제연구학회, 2006, 제17권.
- 정동준, “Campbell-Shiller의 동태적 고든 모형이 한국의 아파트시장을 설명할 수 있는가?”, 주택연구, 한국주택학회, 2008, 제16권 제4호.
- 최영상 · 변희섭, 자본시장의 변동성이 부동산시장 소비심리에 미치는 영향에 관한 연구”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2016, 제66집.
- Basten Christoph and Koch Catherine, “The casual effect of house prices on mortgage demand and mortgage supply: evidence from Switzerland”, Bank for International Settlements, Working papers, 2016.
- Campbell. S. D., M. A. Davis, J. Gallin, and R. F. Martin, “What Moves Housing Markets: A Variance Decomposition of the Rent-Price Ratio”, *The Journal of Urban Economics*, 2009, 66(2).
- Campbell, J., and R. Shiller, “The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors”, *Review of Financial Studies*, 1989, 3(3).
- Cochrane, John H., “Permanent and Transitory Components of GNP and Stock Prices”, *The Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109.
- Dickey, D.A. and W.A.Fuller, “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica*, 1981, 49.
- Keys, B., Mukherjee, T., Seru, A., Vig, V., “Financial regulation and securitization: evidence from subprime loans”. *Journal of Monetary Economics*, 2009, 56 (5).
- Kishor, N. K., and J. Morely, “What Factors Drive the Price-Rent Ratio for Housing? A Modified Present-Value Analysis”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2015, 58.
- Lastrapes,William D., “The Real Price Housing and Money Supply Shocks: TimeSeries Evidence and Theoretical Simulations”, *Journal of Housing Economics*, 2002, 11.
- Lecat, R  my and Jean-St  phane M  sonnier., “What Role DoFinancial Factors Play in House Price Dynamics?”, *Banque de France Bulletin Digest*, 2005, 134.
- Valverde Santiago Carbo and Fernandez Francisco Rodriguez, “The relationship between mortgage markets and house prices: does financial instability make the difference?”, CenFIS Working paper, 2010, 10.
- Wheaton,W., “Vacancy, search and prices in a housing market matching model”. *Journal of Political Economy*, 1990, 98(6).